

气温对南京市其他感染性腹泻病发病影响的时间序列研究*

汪君君¹ 王太武² 徐庆¹ 马涛¹ 王恒学¹ 郑雅旭³ 丁松宁^{1△}

【摘要】目的 探讨平均气温对南京市其他感染性腹泻病发病的影响。方法 收集南京市 2010—2019 年其他感染性腹泻病发病资料和同期气象资料,首先采用 Spearman 等级相关分析主要气象因子之间及其与其他感染性腹泻病发病的相关性,然后采用分布滞后非线性模型分析平均气温与其他感染性腹泻病发病的关联性。结果 2010—2019 年南京市累计报告其他感染性腹泻病 16172 例,男/女比例为 1.35:1,5 岁以下儿童占 61.28%。其他感染性腹泻病日发病数与平均气温、相对湿度、降水量、日照时数呈正相关,与平均气压和平均风速呈负相关。以日平均气温的中位数 17.6 °C 为参考水平,平均气温在滞后 30 d 产生的累积风险效应值最大($RR=4.61, 95\% CI: 1.58 \sim 13.49$)和最小($RR=0.38, 95\% CI: 0.18 \sim 0.79$)对应的温度分别为 -6.5 °C 和 28.0 °C。低温(1.6 °C)在滞后第 4 d~18 d 内,风险效应均具有统计学意义,在滞后第 7d 时,风险效应达到最大($RR=1.09, 95\% CI: 1.04 \sim 1.14$);高温(30.3 °C)引起的风险效应在当天就出现($RR=1.13, 95\% CI: 0.94 \sim 1.37$)。结论 平均气温对南京市其他感染性腹泻病发病的影响呈非线性且具有滞后性。高温暴露风险效应具有即时性,低温暴露风险效应更加明显,且持续时间较长。

【关键词】 气温 其他感染性腹泻病 分布滞后非线性模型 滞后效应 累积效应

【中图分类号】 R181.3 **【文献标识码】** A **DOI** 10.11783/j.issn.1002-3674.2024.06.019

其他感染性腹泻病指除霍乱、细菌性和阿米巴性痢疾、伤寒和副伤寒以外的感染性腹泻病,属于中国法定传染病中的丙类传染病,其主要由细菌、病毒、寄生虫等多种病原体感染引起^[1]。其他感染性腹泻病发病率常年位居中国法定传染病发病顺位的前十位^[2],是丙类传染病中发病率和死亡率均较高的疾病^[2]。近年来,南京市其他感染性腹泻病报告发病率持续居于全市报告的法定传染病的前五位。研究报道,气象因素对其他感染性腹泻病的发生具有一定的影响,其中影响较为显著的气象因素是平均气温^[3]。此外,气象因素对其他感染性腹泻病发病的影响具有明显的滞后效应^[3]。不同地区气候状况不同,气象因素对其他感染性腹泻病发病的影响可能存在地区差异。本研究主要分析南京市日平均气温与其他感染性腹泻病发病之间的关系,为其他感染性腹泻病的防控提供科学依据。

材料与方

1. 材料来源

南京市 2010—2019 年其他感染性腹泻病发病资料来源于传染病报告信息管理系统,按照现住址、发病日期导出数据。同期气象数据来源于中国气象科学数据共享服务网(<http://data.cma.cm/>),主要指标包括日平均气温(°C)、相对湿度(%)、平均气压(hPa)、日 24h 累计降水量(mm)、日照时数(h)和日平均风速

(m/s)6 类气象数据。

2. 统计学分析

(1)描述南京市 2010—2019 年其他感染性腹泻病发病时间及人群分布特征以及气象因素的分布特征,以天为单位绘制其他感染性腹泻病发病及气象因素的时序图。使用 R 4.1.3 软件进行统计学分析,主要使用了 DLNM 包(Version 2.4.7);所有检验均采用双侧检验,以 $P < 0.05$ 为差异有统计学意义。

(2)分布滞后非线性模型构建:分布滞后非线性模型(distributed lag linear and non-linear model, DLNM)通过构建交叉基(cross-basis),从暴露维度和滞后维度来描述暴露-反应关系,同时描述非线性暴露反应关系和延迟效应^[4]。本研究采用 DLNM 探讨气温对其他感染性腹泻病发病是否存在非线性影响和滞后效应。以其他感染性腹泻病每日发病数作为因变量,日平均气温为主要研究的气象因素,其与滞后时间以交叉基的形式纳入模型。模型同时考虑与其他感染性腹泻病发病相关的其他气象因素、节假日、季节趋势、时间趋势和周末效应的混杂影响^[5]。采用 Quasi-Poisson 作连接函数以避免数据过度离散^[5]。

模型的表达形式为:

$$\text{Log}[E(Y_t)] = \alpha + cb(\text{Temp}_t, \text{lag}) + \sum ns(\text{weather}_t, \nu) + ns(\text{time}, \nu) + \beta \text{Dow} + \gamma \text{Holiday}.$$

其中, t 为观测日期, Y_t 为第 t 日其他感染性腹泻病发病例数; α 为截距, $cb(\text{Temp}_t, \text{lag})$ 为交叉基(cross-basis)函数产生的日平均气温与滞后时间的二维交叉基矩阵,其中温度(Temp)和滞后天数(lag)对应的自然立方样条函数的节点(knots)数均为 3^[6]; $ns(\text{weather}_t, \nu)$ 为调整协变量(其他气象因素如日平均相对湿度、

* 基金项目:南京市医学重点专科(传染病预防控制科)

1.南京市疾病预防控制中心(210003)

2.东部战区疾病预防控制中心

3.上海市疾病预防控制中心

△通信作者:丁松宁, E-mail: songning1127@163.com

降水量)的自然立方样条函数,自由度为 ν ,用来控制日平均气温以外的其他气象因素的影响; $ns(time, \nu)$ 为日期变量的自然立方样条函数,用来控制季节趋势和长期趋势; $Dow(day\ of\ week, DOW)$ 作为哑变量纳入模型,控制星期几效应; $Holiday$ 作为二分类变量(0, 1)纳入模型,以调整节假日效应。 β 和 γ 均为系数。采用 Spearman 等级相关分析^[7]判断各气象因素之间以及各气象因素与日发病数之间的相关关系。将与其他感染性腹泻病日发病数相关($P < 0.05$)的气象因素纳入模型,其中相关系数较大($|r_s| > 0.7$)的两类气象因素不同时纳入模型,以避免出现多重共线性。

根据其他感染性腹泻病的潜伏期、相关病原体的繁殖期,并结合相关文献^[5],将气温效应的最大滞后天数设为 30d。根据赤池信息量准则(akaike information criterion, AIC)最小准则确定模型中各自然立方样条函数的自由度,以获得最优拟合模型。通过分别调整日期变量和相对湿度的自由度,对模型重新拟合,观察模型是否稳定,进行敏感性分析。将日平均气温的中位数(P_{50})设为参考水平,采用相对危险度(relative risk, RR)评估日平均气温与其他感染性腹泻病发病之间的关系。其中以低温(P_5)和高温(P_{95})分别相对于参考水平的风险效应 RR 值来评估冷热效应及累积冷热效应^[8]。

结 果

1. 基本情况

南京市 2010—2019 年其他感染性腹泻病共报告 16172 例,其中男性 9276 例(57.36%)多于女性 6896 例(42.64%),性别比为 1.35:1。年龄中位数 2.13 岁(范围:1 月龄~96 岁),其中 5 岁以下年龄组人群较多,占比 61.28%(9910/16172);发病人群以散居儿童(9250, 57.20%)和学生(2351, 14.54%)居多。2010 年发病率最低(12.06/10 万),2019 年最高(37.79/10 万),发病率呈逐渐上升趋势($\chi^2_{趋势} = 1260.52, P < 0.001$)。全年均有发病,呈明显的季节性特征,每年 7

月至 9 月和 12 月至次年 1 月各出现 1 次高峰,其中以 12 月至次年 1 月高峰为主。

报告的 741 份病原检测结果中,检出最多的为轮状病毒(62.08%, 460/741),其次为诺如病毒(23.35%, 173/741)。南京市 2010—2019 年平均气温、相对湿度、平均气压、降水量、日照时数、平均风速的日均值分别为 16.58 °C、72.26%、1011.87 hPa、3.32 mm、5.15 h、2.47 m/s(表 1)。气象因素和其他感染性腹泻发病风险趋势见图 1。

2. 气象因素与发病的相关性分析

Spearman 相关分析结果显示,其他感染性腹泻病日发病数与平均气温、相对湿度、平均气压、降水量、日照时数、平均风速之间的相关性均有统计学意义($P < 0.05$),其中与平均气温、相对湿度、降水量、日照时数呈正相关,与平均气压、平均风速呈负相关(表 2)。平均气温与其他感染性腹泻病日发病数之间的关联系数最大($r_s = 0.139$)。

平均气温与平均气压、相对湿度与日照时数之间的相关性均具有统计学意义($P < 0.05$),且相关系数均较大($|r_s| > 0.7$),为避免共线性,平均气压和日照时数未作为协变量纳入模型。最终将平均气温、相对湿度、降水量和平均风速 4 类气象因素纳入模型。

3. DLNM 拟合

(1) 不同滞后时间日平均气温对其他感染性腹泻病日发病数的影响

将 2010—2019 年平均气温与其他感染性腹泻病日发病数进行 DLNM 拟合,根据 AIC 最小准则,最终将相对湿度、降水量、平均风速的相应自由度均设为 3,日期的自由度设为 6/年。以平均气温的中位数(17.6 °C)为参照水平,评估不同平均气温在不同的滞后日对发病数的影响(图 2)。由图 2 可见,平均气温在不同滞后时间与其他感染性腹泻病发病数呈非线性关系,不同平均气温对其他感染性腹泻病发病数的效应变化随着滞后时间变化而变化,当气温为 34.5 °C 时,暴露当天风险效应值达最大($RR = 1.39, 95\% CI: 1.00 \sim 1.93$)。

表 1 2010—2019 年南京市其他感染性腹泻病日发病数与气象因素基本情况

变量	最小值	最大值	均数±标准差	P_5	P_{25}	P_{50}	P_{75}	P_{95}
发病数(例)	0.00	56.00	4.43±4.41	0.00	2.00	3.00	6.00	12.00
平均气温(°C)	-6.80	34.56	16.58±9.27	1.56	8.43	17.60	24.29	30.30
相对湿度(%)	19.29	98.12	72.26±13.79	47.96	63.03	73.07	82.87	93.30
平均气压(hPa)	986.31	1038.13	1011.87±9.24	997.97	1003.95	1012.10	1018.94	1026.80
降水量(mm)	0.00	112.65	3.32±7.36	0.00	0.10	0.70	2.95	15.82
日照时数(h)	0.00	12.81	5.15±3.95	0.00	0.68	5.66	8.56	10.98
平均风速(m/s)	0.60	7.30	2.47±0.89	1.25	1.81	2.35	2.99	4.12

* : $P_5, P_{25}, P_{50}, P_{75}, P_{95}$ 分别为第 5 百分位数、第 25 百分位数、第 50 百分位数、第 75 百分位数、第 95 百分位数。

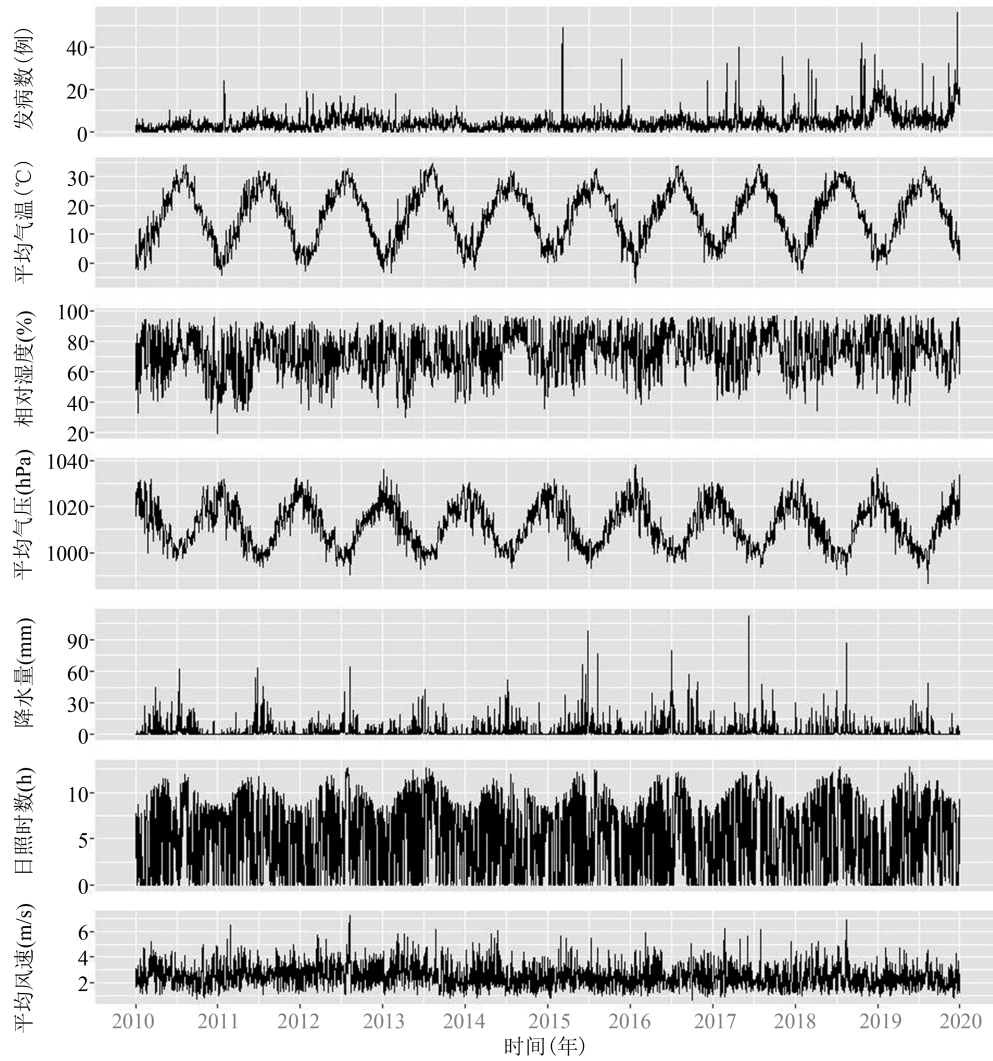


图 1 2010—2019 年南京市其他感染性腹泻病发病数与气象因素的时间序列

表 2 2010—2019 年南京市气象因素与其他感染性腹泻病发病数的相关分析(r_s)

变量	平均气温	相对湿度	平均气压	降水量	日照时数	平均风速
平均气温	1.000					
相对湿度	0.124	1.000				
平均气压	-0.897	-0.244	1.000			
降水量	0.360	0.687	-0.486	1.000		
日照时数	0.266	-0.708	-0.108	-0.552	1.000	
平均风速	0.034	-0.001*	-0.072	0.234	-0.089	1.000
其他感染性腹泻病发病数	0.139	0.049	-0.118	0.048	0.039	-0.052

注:采用 Spearman 相关分析; *: P 值大于 0.05,其余 P 值均小于 0.05。

(2) 日平均气温对其他感染性腹泻病的累积效应以平均气温的中位数(17.6 °C)为参照水平,气温在滞后 30 d 内,对其他感染性腹泻病日发病数影响的累积效应呈非线性(图 3)。发病风险随着平均气温的升高呈先下降后升高的变化趋势,在-6.8 °C~17.5 °C 和 18.0 °C~33.5 °C 两个温度范围内的累积效应值 RR 均大于 1。

气温 28.0 °C 时,在 30 d 滞后期内累积风险效应值

最小($RR = 0.38, 95\% CI: 0.18 \sim 0.79$)。当气温为-6.5 °C 时,累积风险效应值最大($RR = 4.61, 95\% CI: 1.58 \sim 13.49$)。在-6.0 °C~3.5 °C 和 11.5 °C~17.5 °C 时,累积风险效应均具有统计学意义($P < 0.05$)。

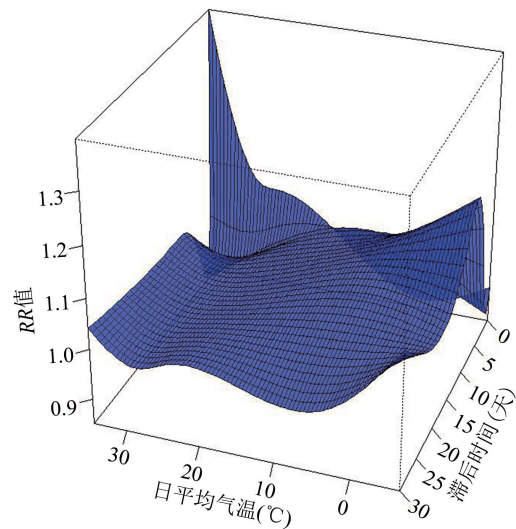


图 2 平均气温在不同滞后时间与其他感染性腹泻病发病风险的关系

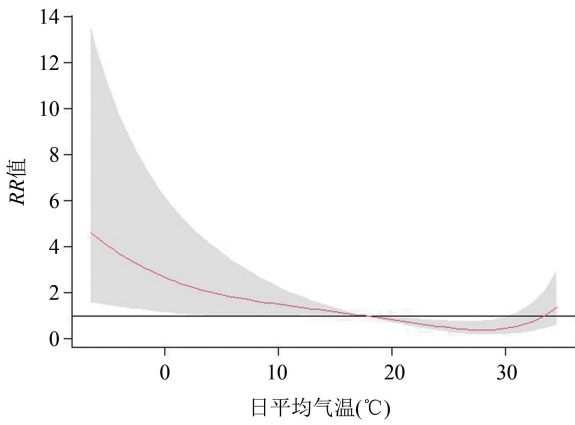


图3 平均气温在滞后30 d内对其他感染性腹泻病发病风险的累积效应

(3) 低温和高温在不同滞后时间对其他感染性腹泻病发病风险的分析

分别以低温($P_5, 1.6\text{ }^\circ\text{C}$)和高温($P_{95}, 30.3\text{ }^\circ\text{C}$)作为冷效应和热效应的温度截点,以日平均温度中位数($17.6\text{ }^\circ\text{C}$)作为参考水平,绘制30 d滞后关系图。如图4所示,低温效应分别在第4 d至18 d具有统计学意义,在滞后第4 d时风险效应值RR为1.05(95% CI: 1.01~1.10),在第7 d风险效应达到最大($RR = 1.09$, 95% CI: 1.04~1.14),随后缓慢下降,到滞后28 d时效应值RR降为1以下;高温在当天就表现为风险效应($RR = 1.13$, 95% CI: 0.94~1.37),但不具有统计学意义,随后风险效应值RR均小于1,且均无统计学意义。

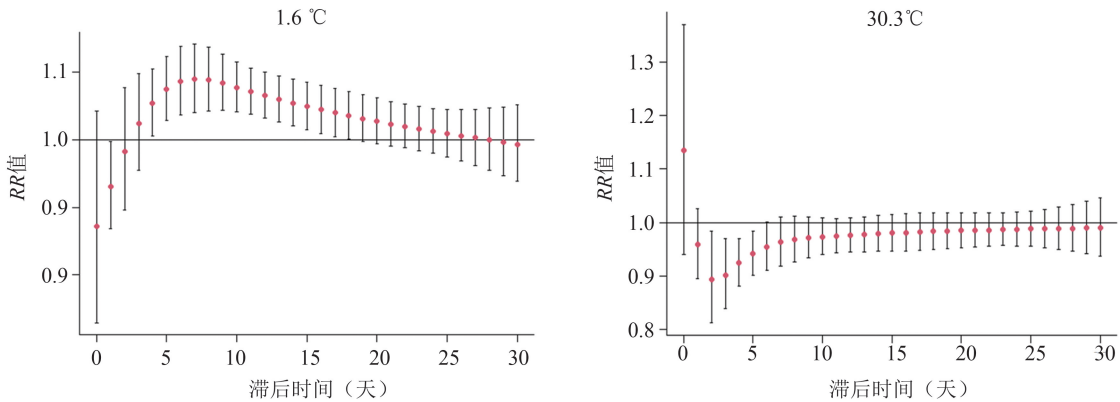


图4 低温($P_5, 1.6\text{ }^\circ\text{C}$)和高温($P_{95}, 30.3\text{ }^\circ\text{C}$)在不同滞后时间与其他感染性腹泻病发病风险的关系

(4) 不同日平均气温、不同滞后时间对其他感染性腹泻病的累积效应

平均温度为 $1.6\text{ }^\circ\text{C}$ (P_5)时,滞后27 d的累积效应值最大($RR = 2.41$, 95% CI: 1.18~4.92);平均温度为

$8.4\text{ }^\circ\text{C}$ (P_{25})时,滞后25 d的累积效应值最大($RR = 1.82$, 95% CI: 1.19~2.78)。平均温度为 $24.3\text{ }^\circ\text{C}$ (P_{75})和 $30.3\text{ }^\circ\text{C}$ (P_{95})时,滞后1 d至30 d的累积滞后效应值均小于1,见表3。

表3 特定温度在不同滞后时间对其他感染性腹泻病发病影响的累积效应[RR(95% CI)]

滞后时间(d)	$P_5(1.6\text{ }^\circ\text{C})$	$P_{25}(8.4\text{ }^\circ\text{C})$	$P_{75}(24.3\text{ }^\circ\text{C})$	$P_{95}(30.33\text{ }^\circ\text{C})$
Lag0	0.87(0.73~1.04)	0.90(0.79~1.02)	1.05(0.95~1.15)	1.14(0.94~1.37)
Lag0~1	0.93(0.87~1.00)	0.97(0.92~1.02)	0.98(0.94~1.02)	0.96(0.89~1.03)
Lag0~2	0.80(0.65~0.98)	0.89(0.76~1.03)	0.98(0.87~1.10)	0.97(0.79~1.20)
Lag0~3	0.82(0.65~1.03)	0.91(0.77~1.08)	0.93(0.82~1.06)	0.88(0.70~1.10)
Lag0~4	0.86(0.67~1.11)	0.94(0.79~1.13)	0.90(0.78~1.03)	0.81(0.63~1.04)
Lag0~5	0.93(0.71~1.21)	0.98(0.81~1.18)	0.86(0.74~1.01)	0.76(0.58~1.00)
Lag0~6	1.00(0.75~1.34)	1.02(0.83~1.24)	0.84(0.71~0.99)	0.73(0.55~0.97)
Lag0~7	1.09(0.80~1.49)	1.06(0.85~1.31)	0.81(0.68~0.97)	0.70(0.52~0.96)
Lag0~8	1.19(0.86~1.65)	1.11(0.88~1.39)	0.79(0.65~0.95)	0.68(0.49~0.95)
Lag0~9	1.29(0.91~1.83)	1.16(0.91~1.48)	0.77(0.63~0.94)	0.66(0.46~0.94)
Lag0~10	1.39(0.96~2.02)	1.21(0.94~1.57)	0.74(0.60~0.92)	0.64(0.44~0.94)
Lag0~11	1.49(1.00~2.20)	1.27(0.97~1.66)	0.72(0.58~0.91)	0.63(0.42~0.93)
Lag0~12	1.58(1.05~2.39)	1.33(1.00~1.76)	0.70(0.55~0.89)	0.61(0.40~0.93)
Lag0~13	1.68(1.09~2.58)	1.39(1.04~1.85)	0.68(0.53~0.88)	0.60(0.39~0.93)
Lag0~14	1.77(1.13~2.76)	1.45(1.08~1.95)	0.67(0.51~0.86)	0.59(0.37~0.92)
Lag0~15	1.86(1.17~2.95)	1.51(1.11~2.05)	0.65(0.50~0.85)	0.57(0.36~0.92)
Lag0~16	1.94(1.20~3.14)	1.57(1.14~2.15)	0.63(0.48~0.83)	0.56(0.34~0.92)
Lag0~17	2.02(1.22~3.33)	1.62(1.17~2.25)	0.62(0.46~0.82)	0.55(0.33~0.93)
Lag0~18	2.09(1.24~3.52)	1.67(1.19~2.35)	0.60(0.45~0.81)	0.54(0.32~0.93)

续表 3

滞后时间(d)	$P_5(1.6\text{ }^{\circ}\text{C})$	$P_{25}(8.4\text{ }^{\circ}\text{C})$	$P_{75}(24.3\text{ }^{\circ}\text{C})$	$P_{95}(30.33\text{ }^{\circ}\text{C})$
Lag0~19	2.15(1.25~3.70)	1.72(1.21~2.44)	0.59(0.43~0.81)	0.53(0.31~0.93)
Lag0~20	2.21(1.26~3.89)	1.76(1.22~2.52)	0.58(0.42~0.80)	0.53(0.30~0.94)
Lag0~21	2.26(1.26~4.06)	1.79(1.23~2.60)	0.57(0.41~0.79)	0.52(0.29~0.94)
Lag0~22	2.31(1.26~4.23)	1.81(1.23~2.67)	0.56(0.40~0.79)	0.51(0.28~0.95)
Lag0~23	2.34(1.25~4.39)	1.82(1.22~2.72)	0.55(0.39~0.78)	0.51(0.27~0.95)
Lag0~24	2.37(1.24~4.54)	1.82(1.21~2.76)	0.55(0.38~0.78)	0.50(0.26~0.96)
Lag0~25	2.39(1.22~4.68)	1.82(1.19~2.78)	0.54(0.37~0.78)	0.49(0.25~0.97)
Lag0~26	2.41(1.21~4.80)	1.80(1.16~2.79)	0.54(0.37~0.78)	0.49(0.24~0.97)
Lag0~27	2.41(1.18~4.92)	1.77(1.12~2.78)	0.53(0.36~0.78)	0.48(0.24~0.98)
Lag0~28	2.41(1.15~5.04)	1.73(1.08~2.76)	0.53(0.36~0.79)	0.48(0.23~0.99)
Lag0~29	2.40(1.12~5.15)	1.68(1.03~2.73)	0.53(0.35~0.80)	0.47(0.22~1.00)
Lag0~30	2.38(1.07~5.26)	1.62(0.97~2.69)	0.53(0.35~0.81)	0.47(0.22~1.01)

注： P_5 、 P_{25} 、 P_{75} 、 P_{95} 分别为平均温度的第 5 百分位数、第 25 百分位数、第 75 百分位数、第 95 百分位数。

(5) 敏感性分析

敏感性分析结果显示,分别调整日期变量自由度($\nu=5\sim 8$ 年)和相对湿度的自由度($\nu=3\sim 4$)后,日平均气温与其他感染性腹泻病的暴露反应曲线变化不大,模型比较稳健。

讨 论

南京市 2010—2019 年报告的其他感染性腹泻病病例以散居儿童居多,年龄组人群以 5 岁以下居多,与全国监测数据分析一致^[9],也与江苏省^[10]和苏州市^[11]报道一致。

南京市 2010—2019 年其他感染性腹泻病发病呈持续上升趋势,与多数研究报道一致^[2,11-12]。各年度发病高峰时间略有差异,但均呈现夏冬两季双峰分布的特征,其中冬季高峰较明显,与全国监测数据季节特征一致^[13],也与江苏省、重庆市等多个地区报告结果一致^[10,12,14]。

张平等^[9]发现,其他感染性腹泻病的夏季高峰主要由细菌感染引起,冬季高峰主要由轮状病毒感染引起。随着社会经济的持续发展和卫生状况的改善,细菌性腹泻比例逐渐减少,病毒性腹泻比例逐渐增大,病毒已逐渐成为感染性腹泻的重要原因^[15]。本研究结果也提示,报告病例感染的病原体以病毒居多,其中轮状病毒占绝对优势,且主要在冬季检出,提示冬季发病高峰可能与轮状病毒感染有关。此外,Shah 等人报道轮状病毒是引起 5 岁以下儿童冬季腹泻高峰的主要原因^[16],与南京市报告的其他感染性腹泻病病例中以 5 岁以下人群居多相符。

通过构建 DLNM 模型分析提示,日平均气温与其他感染性腹泻病发病之间存在非线性关系,且存在滞后效应,与兰州市、绍兴市等地报道结果一致^[3,5,17]。

以平均温度的中位数(17.6 °C)为参考水平,评估不同日平均气温对其他感染性腹泻病的累积风险效

应,在 28.0 °C 时最低($RR=0.38, 95\% CI:0.18\sim 0.79$);在 -6.5 °C 时,最高($RR=4.61, 95\% CI:1.58\sim 13.49$)。高温(30.3 °C)引起的发病风险效应暴露当天就出现,且达到最高值,随后下降,表现为即时效应。低温(1.6 °C)引起的发病风险效应随滞后时间延长呈先增加后减少的趋势,效应可持续至低温发生后的第 28 天,延续时间较长,有明显的滞后影响。在滞后第 7 天,低温(1.6 °C)对发病的风险效应最强。可能与引起其他感染性腹泻病的病原体在此温度范围的繁殖能力有关。此外,低温时儿童户外活动减少,可能会引起免疫力下降,对病原体易感性升高;低温条件下洗手频率也会降低,可能增加病毒粪-口传播风险^[18]。

对特定温度在不同滞后时间对其他感染性腹泻病发病影响的累积滞后效应的分析,提示较高温度(24.3 °C, 30.3 °C)在整个滞后期(30 d)内,除在暴露当天具有无统计学意义的风险效应,其余不同滞后天数未呈现风险效应。较低温度(1.6 °C, 8.4 °C)在累积滞后 12 天及以上,累积效应值持续存在统计学意义,其中在累积滞后 27 天(1.6 °C)或 25 天(8.4 °C)时累积效应值达最大。说明低温是影响南京市其他感染性腹泻病发病的重要因素。

本研究首次探讨了气温与南京市其他感染性腹泻病之间的关系,采用 DLNM 模型评估了气温对其他感染性腹泻病发病的暴露效应及滞后效应,可为其他感染性腹泻病的防控与预警提供参考依据。

本研究还存在一定局限性:①经济条件、卫生状况等多种因素可能对其他感染性腹泻病的发病存在影响,本研究因未收集到这些因素未能将其纳入模型进行混杂控制;②缺乏日最高气温和日最低气温资料,未能深入分析气温对其他感染性腹泻病的影响。

综上所述,本研究发现不同日平均气温对其他感染性腹泻病发病的影响不同,低温对其他感染性腹泻病发病的风险效应更加明显,且存在一定的滞后效应。

因此,应及时关注气温的变化,在气温较低时,加强医院腹泻病门诊的规范管理和感染性腹泻病相关病原检测的试剂储备,同时加强对易感人群的健康提示和症状监测。

参 考 文 献

- [1] 中华人民共和国卫生部. WS 271-2007 感染性腹泻诊断标准: [S]. 北京:人民卫生出版社,2007;
- [2] 王众楷,张白玉,贾善群,等. 2008—2020年中国法定传染病的流行趋势分析[J]. 郑州大学学报(医学版),2022,57(3): 350-356.
- [3] 陶燕,刘志明,米生权,等. 气象因素对其他感染性腹泻病的影响[J]. 兰州大学学报(自然科学版),2015, 51(5): 646-651.
- [4] Gasparrini A, Armstrong B, Kenward MG. Distributed lag non-linear models[J]. Stat Med,2010,29(21): 2224-2234.
- [5] 王海涛,刘志东,劳家辉,等. 浙江省气温对其他感染性腹泻的滞后效应及影响因素[J]. 中华流行病学杂志,2019, 40(8): 960-964.
- [6] 曾洁,张学海,林爱华,等. 2010—2013年浙江省相对湿度对呼吸系统疾病死亡的影响[J]. 中华疾病控制杂志,2018,22(5): 455-458+463.
- [7] 胡军,张超,陈平雁. 非参数双变量相关分析方法 Spearman 和 Kendall 的 Monte Carlo 模拟比较[J]. 中国卫生统计,2008,25(6): 590-591.
- [8] 王金玉,李盛,董继元,等. 气温对兰州市手足口病发病的滞后效应研究[J]. 中国卫生统计,2018,35(1): 38-42.
- [9] 张平,张静. 我国 2014—2015 年其他感染性腹泻监测现状分析[J]. 中华流行病学杂志,2017,38(4): 424-430.
- [10] 方欣玉,刘文东,艾静,等. 江苏省 2010—2017 年其他感染性腹泻病时空流行特征[J]. 中华流行病学杂志,2019, 40(10): 1269-1273.
- [11] 崔朋伟,杭惠,沈严章,等. 2011—2020 年苏州市其他感染性腹泻病例特征[J]. 预防医学,2021,33(12): 1253-1255.
- [12] 杨琳,赵寒,李勤,等. 2009—2019 年重庆市其他感染性腹泻流行特征分析[J]. 热带病与寄生虫学,2020,18(3): 151-154+187.
- [13] 李欣,靳金,史雪宁,等. 2010—2017 年全国其他感染性腹泻空间聚集情况及预测[J]. 中华疾病控制杂志,2022,26(4): 376-379+462.
- [14] 史珊珊,邵迪初,陈佳. 余姚市 2011—2017 年手足口病流行特征及 2018 年疫情预测[J]. 中国公共卫生管理,2019,35(2):235-237.
- [15] 王春娟. 西安市 2008-2013 年其他感染性腹泻流行病学及病毒学病原特征分析[J]. 山西医科大学学报,2014, 45(11): 1045-1049.
- [16] Shah D. 50 Years Ago in The Journal of Pediatrics: Epidemiology and Etiology of Severe Infantile Diarrhea[J]. J Pediatr,2018,192: 151.
- [17] 王海涛,赵哲,姜宝法. 绍兴市气温对其他感染性腹泻发病影响及归因风险评估[J]. 中国公共卫生,2021,37(2): 328-332.
- [18] Bhandari D, Bi P, Dhimal M, et al. Non-linear effect of temperature variation on childhood rotavirus infection; A time series study from Kathmandu, Nepal[J]. Sci Total Environ,2020, 748: 141376.
- (责任编辑:邓妍)
-
- (上接第 894 页)
- [6] Carlson DS, Kacmar LJ. Construction and validation of a multi-dimensional measure of work-family conflict [J]. J Vocat Behav, 2000, 56(2): 249-276.
- [7] 方积乾. 生存质量测定方法及应用[M]. 北京:北京医科大学出版社,2001:82.
- [8] 许海柱,祝佳佳,张栩,等. 基于聚类分析和因子分析的肺小结节患者中医证候特点研究[J]. 中国中医药信息杂志,2020, 27(2):84-87.
- [9] Song N, Wang CL, Zhang LQ, et al. A study on the correlation between work stressors and the coping styles of outpatients and emergency nurses in 29 pediatric specialty hospitals across China[J]. Front Psychol, 2022, 13:951671.
- [10] 胡宇凡,胡英莉,薛宇宁,等. 急诊科护士情绪劳动现状及其对工作投入的影响[J]. 中华现代护理杂志,2020, 26(15):1972-1976.
- [11] 张玉杰,雷善言,杨芳. 工作家庭冲突与工作家庭增益在护士工作要求与主观幸福感间中介效应[J]. 中国职业医学,2023, 50(2):170-174.
- [12] Gull N, Song Z, Shi R, et al. Paternalistic Leadership, Polychronicity, and Life Satisfaction of Nurses; The Role of Work-Family Conflict and Family-Work Conflict in Public Sector Hospitals[J]. Front Psychol, 2021, 12:648332.
- [13] 韩斌如,陈曦,徐凤霞,等. 我国护士工作家庭冲突现状及影响因素[J]. 护理研究,2021, 35(3):407-410.
- [14] 徐凤霞,邬燕平,黄叶莉,等. 已育二孩女护士工作家庭冲突与工作家庭支持路径关系分析[J]. 中国社会医学杂志,2021, 38(5):507-510.
- [15] 白静,方慧玲,孙瑞娜. 552 名临床护士工作家庭冲突现状及影响因素分析[J]. 护理学报,2020, 27(9):38-41.
- (责任编辑:郭海强)